

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2010 / 10

**La réaction des entreprises françaises
à la baisse des tarifs douaniers étrangers**

Ines BUONO et Guy LALANNE

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2010 / 10

La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers

Ines BUONO* et Guy LALANNE**

JUIN 2010

Nous remercions Françoise LE GALLO pour son aide sur les nomenclatures et Vivien ROUSSEZ pour son aide concernant les données douanières. Nous remercions également Matthieu CROZET, Éric DUBOIS, Hélène ERKEL-ROUSSE, Farid TOUBAL ainsi qu'un rapporteur pour leurs commentaires sur une première version.

* Banca d'Italia, via Nazionale 91, 00184, Rome, Italy

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques »
Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers

Résumé

Nous estimons la réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers qui a eu lieu à la fin des années 1990, principalement suite à la signature du cycle de l'Uruguay. Pour cela, nous utilisons les données douanières françaises ainsi que les tarifs fournis par la base TRAINS. Comme dans Bueno et Lalanne (2009), le fait que les tarifs douaniers varient au cours du temps, contrairement à la distance, permet d'exploiter la structure de panel des données. Les résultats et la réaction estimée des entreprises à une modification des coûts variables à l'exportation s'en trouvent fortement affectés. En coupe, on trouve que l'effet des tarifs douaniers sur les exportations transite aussi bien par le nombre d'entreprises exportatrices - la marge extensive - que par les exportations par entreprise - la marge intensive. Avec des données en panel, seule la marge intensive réagit suite aux réductions tarifaires. Afin de comprendre plus précisément ce résultat, nous étudions le rôle joué par les exportateurs en place. Ils seraient responsables de 95 % de la réponse des exportations françaises aux réductions tarifaires. Enfin, nous trouvons que les entreprises répondent à cette baisse des coûts en augmentant les montants exportés par produit plutôt qu'en exportant de nouveaux produits.

Mots-clés : Tarifs douaniers, Marges du commerce, Cycle d'Uruguay

The reaction of French firms to the decrease of foreign tariffs

Abstract

We estimate the reaction of French firms to the drop in tariffs that has occurred in the late 1990s, mainly as a consequence of the Uruguay Round Agreement. To perform this estimation, we use data from the French customs and tariff rates provided by the TRAINS data base. Like in Bueno and Lalanne (2009), we take advantage of the variations in tariffs over time. It allows us to exploit the panel structure of the data, which is not possible when using distance instead of tariffs. The results and the estimated reaction of firms to changes in variable export costs are strongly affected. From a cross-section, we find that the effect of tariffs on exports channels evenly through the number of exporting firms - the extensive margin - and through the exports per firm - the intensive margin. When using the panel structure, only the intensive margin reacts to tariff reductions. To understand what underlies this result, we study the role played by incumbent exporters. The latter are responsible for 95 % of the response of French exports to tariff reductions. Finally, we find that firms respond to these lower export costs by increasing their amounts exported by product rather than by exporting new products.

Keywords: Tariffs, Trade margins, Uruguay Round

Classification JEL : F10, F13, F14

Introduction

Les coûts liés au commerce affectent-ils les échanges internationaux en décourageant les entreprises d'exporter ou en diminuant les volumes exportés ? Quel rôle jouent les exportateurs déjà en place dans l'augmentation des flux sous l'effet d'une baisse des coûts à l'exportation ? La diversification des produits exportés joue-t-elle un rôle significatif dans la stratégie de développement des entreprises ? Ces questions sont particulièrement intéressantes d'un point de vue de politique économique. Si les effets des tarifs douaniers se traduisent plus à travers les volumes exportés par entreprise, alors l'économie verra une réallocation des ressources vers les exportateurs, habituellement plus grands et plus productifs que les autres entreprises (Bernard *et al.* (2007)). À l'inverse, si les tarifs douaniers se répercutent sur le nombre d'exportateurs, ils permettent de faire croître des entreprises en devenir.

Dans ce travail, nous traitons ces questions en utilisant les tarifs douaniers comme mesure des coûts variables liés à l'exportation et en nous appuyant sur une réduction tarifaire multilatérale, le cycle d'Uruguay, comme source de variation. Nous estimons l'impact des tarifs douaniers sur différentes dimensions des exportations françaises. En particulier, nous obtenons un ordre de grandeur de l'effet des réductions tarifaires sur la marge extensive au niveau de l'entreprise (le nombre d'exportateurs), la marge intensive au niveau de l'entreprise (montant exporté moyen par entreprise, mais aussi par exportateur en place), la marge extensive au niveau du produit (nombre moyen de produits exportés par entreprise) et la marge intensive au niveau du produit (montant moyen exporté par entreprise et par produit).

Les réponses à ces questions utilisent les développements récents de la littérature académique sur le commerce international. Suite à l'introduction d'hétérogénéité entre les firmes, les nouveaux modèles théoriques (Mélitz (2003) et Chaney (2008), par exemple) ont amené à décomposer les variations des échanges commerciaux totaux selon les différentes marges. De plus, certains papiers récents (Bernard *et al.* (2005)) ont souligné l'importance des entreprises les plus grandes, à même d'exporter plusieurs produits. Les principales prédictions de ces modèles sont liées aux effets différenciés des coûts fixes et variables à l'exportation sur les marges du commerce.

Notre travail est relié aux travaux empiriques distinguant marges extensive et intensive. À partir de données des douanes françaises de l'année 1986, Eaton *et al.* (2004) trouvent que la marge extensive explique la majeure partie de la variance des exportations en coupe. Crozet et Koenig (2010) estiment des équations de gravité sur les deux marges en utilisant la distance comme mesure des coûts de transport. Ils calculent alors à partir des estimations les valeurs des paramètres structurels du modèle de Chaney (2008). Ces deux études attribuent un rôle important à la marge extensive.

Notre analyse se différencie des études précédentes par l'utilisation des tarifs douaniers, qui varient au cours du temps, au lieu de la distance, pour mesurer les coûts variables à l'exportation. Ceci nous permet d'exploiter les données de douanes en panel et donc de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée des couples secteur - pays de destination. Dans une précédente étude (Buono et Lalanne, 2009), nous avons montré que les résultats s'en trouvent modifiés. Quand la structure de panel n'est pas exploitée, nous avons trouvé que l'effet des tarifs douaniers transparaisait significativement à travers les deux marges extensive et intensive de manière équilibrée. Ces résultats sont comparables à ceux obtenus jusqu'ici par les études qui utilisaient la distance. Cependant, l'utilisation de la dimension temporelle de nos données faisait ressortir que la réduction des tarifs d'un partenaire commercial dans un secteur donné ne se traduisait que par une augmentation des montants exportés par entreprise. Nous avons considéré les problèmes économétriques induits par l'existence de flux nuls et par la structure d'hétéroscédasticité des données de commerce en estimant un modèle de Poisson (PPML).

Dans cet article, nous montrons tout d'abord que ces résultats sont robustes à l'utilisation d'une nomenclature sectorielle plus fine (CITI4¹ au lieu de NES3²) qui nous permet de mieux relier un flux commercial au tarif douanier auquel l'exportateur a fait face. Ensuite, nous nous penchons plus particulièrement sur le rôle des exportateurs déjà en place, en décomposant l'effet des tarifs sur la marge intensive entre l'effet sur l'augmentation des montants exportés par les exportateurs en place et l'effet lié à l'entrée de nouvelles entreprises exportant de faibles montants. Enfin, nous utilisons les données sur les échanges commerciaux au niveau des produits NC8³ (environ 8 841 produits manufacturés que nous rapprochons de la classification CITI4) afin d'estimer la part de la réponse des entreprises liée à l'augmentation du nombre de produits exportés.

Dans cette étude, comme dans la précédente, l'élasticité des exportations aux tarifs douaniers est estimée aux alentours de -2, ce qui correspond à l'ordre de grandeur estimé par Baier et Bergstrand (2001) et Haveman *et al.* (2003). La décomposition de l'élasticité selon les marges a été estimée par Debaere et Mostashari (2005) sur des données agrégées américaines, mais concernait les importations et utilisait une définition macroéconomique des deux marges (nombre de produits et exportations par produit). Le résultat le plus comparable au nôtre est celui de Feinberg et Keane (2009) qui estiment un modèle structurel de décision d'exportations sur les entreprises multinationales aux États-Unis et au Canada. Ils ne trouvent aucun effet des tarifs douaniers sur les décisions d'exportations.

Notre analyse s'effectue en trois temps. Dans un premier temps, comme dans Buono et Lalanne (2009), nous montrons que la marge extensive contribue à hauteur de la moitié de l'effet total dans

¹Classification Internationale Type par Industrie.

²Nomenclature Économique de Synthèse.

³Nomenclature Combinée.

les données en coupe. À l'inverse, quand nous utilisons la structure de panel, la réduction des tarifs douaniers ne se traduit plus par une augmentation du nombre d'exportateurs, mais seulement par une augmentation des valeurs moyennes exportées par entreprise.

Cependant, la définition précédente des marges, qui correspond à celle employée par la littérature empirique sur le sujet, ne nous permet pas directement d'observer la dynamique d'entrée et de sortie des entreprises. Il serait en effet possible que la réduction des tarifs ait été accompagnée par un fort renouvellement des entreprises, les anciens exportateurs étant remplacés par des nouveaux qui exportent des montants plus élevés. Dans un deuxième temps, nous examinons alors dans quelle mesure cette éventualité peut changer l'interprétation des résultats précédents. Dans cette optique, nous étudions l'expansion des montants exportés par les exportateurs en place au début de la période. Nous montrons que l'effet de la baisse tarifaire transite à 95 % par ces entreprises (même à un horizon temporel de 7 ans, 1994-2001).

Dans un troisième temps, nous exploitons l'information sur les produits exportés pour décomposer la marge intensive entre les exportations moyennes par entreprise et par produit et le nombre de produits exportés. Ceci permet d'analyser comment les réductions tarifaires touchent la structure des exportations au sein d'une entreprise. Les résultats suggèrent que le cycle d'Uruguay n'a affecté que les exportations moyennes par produit et par entreprise, mais pas le nombre moyen de produits exportés par entreprise.

La faible réaction de la marge extensive (à la fois au niveau de l'entreprise et du produit) suggère donc, soit que les entreprises qui auraient eu intérêt à se mettre à exporter ont fait face à des rigidités (sur le marché du crédit ou du travail, par exemple) ou des barrières à l'entrée, soit que la réduction tarifaire a été trop faible au regard des coûts fixes à l'exportation pour générer une réaction de la marge extensive. Ces coûts fixes, qui peuvent aller des frais administratifs à la mise en place d'un réseau de distribution local, peuvent être réduits par des mesures de politique économique. Nos résultats suggèrent alors que ces mesures pourraient être complémentaires aux réductions tarifaires afin d'amplifier la réponse des exportations via la marge extensive. Selon les implications normatives des nouveaux modèles de commerce international à la Méltz (2003), l'émergence de nouveaux exportateurs assurerait une plus grande efficacité productive, les nouveaux exportateurs voyant leur taille augmenter au détriment d'entreprises moins productives et cantonnées à un seul secteur.

1 Une réaction qui passe essentiellement par la marge intensive

Dans cette partie, nous répliquons les résultats obtenus par Buono et Lalanne (2009) sur des données plus désagrégées au niveau sectoriel avant de poursuivre l'analyse dans les parties suivantes⁴. Il y a ici et dans toute la suite 127 secteurs *manufacturiers* (niveau 4 de la classification CITI) et 8 841 produits. Par exemple, le secteur « Fabrication de jeux et jouets » contient 23 produits au niveau NC8 tels que les puzzles, les billards et les cartes à jouer, entre autres⁵. Nous nous concentrons dans la suite sur les exportations françaises, et par conséquent sur les tarifs douaniers imposés par les pays tiers sur les produits européens.

Avant de présenter les résultats, nous introduisons brièvement les caractéristiques de l'accord multilatéral à l'origine des variations de tarifs douaniers sur lesquelles repose l'estimation. Selon les rapports officiels de l'OMC, le cycle d'Uruguay (1986-1994) a rassemblé 117 pays qui se sont accordés sur des réductions de tarifs douaniers entre eux. Les accords ont porté sur des bornes supérieures limitant les tarifs douaniers. Cependant, de nombreux pays ont appliqué des taux effectifs plus faibles. Dans ce travail, nous utilisons les tarifs douaniers effectifs⁶. Trois raisons justifient ce choix.

1. Il s'agit du tarif douanier effectivement appliqué aux entreprises.
2. Certains tarifs n'étaient pas bornés avant le cycle d'Uruguay, ce qui exclut de mesurer la réduction de la borne pour les produits correspondants.
3. La réduction des bornes tarifaires montre beaucoup moins de variation sur la période que la réduction des tarifs effectifs.

Les réductions se sont étalées sur cinq ans (1995-2000), sauf pour certaines exceptions⁷. En particulier, le secteur agricole est exclu de l'analyse, étant donné son traitement particulier dans le cycle d'Uruguay.

Le graphique 1 présente la baisse des tarifs douaniers entre 1994 (avant le cycle d'Uruguay) et 2001 (après le cycle d'Uruguay) comme fonction de leur niveau initial en 1994. Chaque point correspond à une observation (un secteur dans un pays partenaire). Il apparaît que la réduction des tarifs a bien été effective et que son amplitude est liée à leur valeur initiale. Les variations de tarifs douaniers

⁴Cette partie reprend donc certains éléments de Buono et Lalanne (2009). Le lecteur pourra s'y référer pour une discussion beaucoup plus complète sur les données et sur les méthodes économétriques. L'encadré A décrit succinctement les données utilisées.

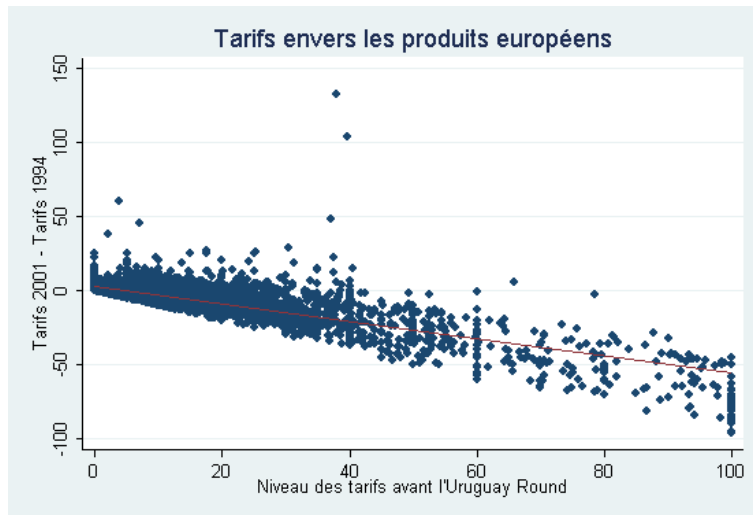
⁵Les informations sur les produits sont utilisées dans la partie 3.

⁶Plus précisément, les tarifs douaniers *ad-valorem* moyens (moyenne non pondérée) par secteur. On peut se référer à l'encadré A pour plus de détails sur les données.

⁷Pour certains pays et certains secteurs (notamment les produits du textile et de l'habillement qui faisaient partie de l'accord multifibre), les mesures ont été échelonnées jusqu'en 2004. Même si en 2002, à la fin des données de notre étude, la mise en place des mesures n'était pas totalement terminée, nous considérons que la majeure partie des réductions tarifaires étaient déjà effectives.

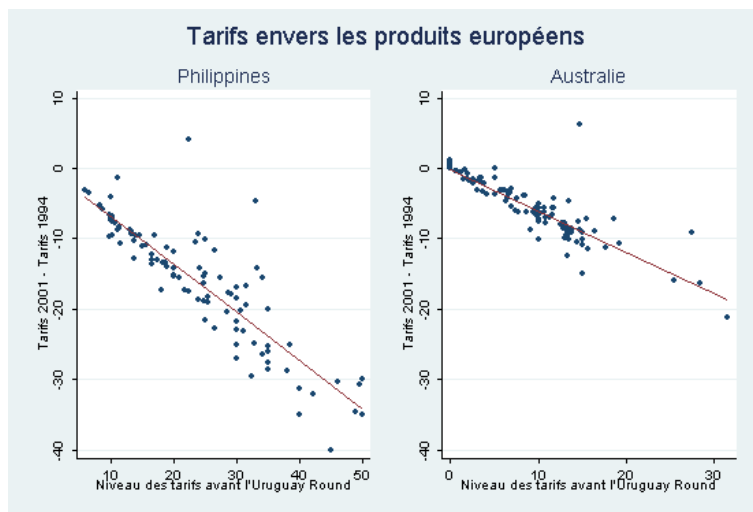
au cours de la mise en place des réductions décidées lors du cycle d'Uruguay sont en outre très différentes suivant les pays et les secteurs⁸. Le graphique 2 l'illustre pour deux pays partenaires : un pays développé (l'Australie) et un pays en voie de développement (les Philippines). Pour ces deux pays, comme pour la majorité des pays considérés, les variations de tarifs sont suffisamment hétérogènes pour qu'une estimation de leurs effets soit possible.

Graphique 1 – Réduction des tarifs en fonction de leur niveau initial



Source : Base TRAINS et calculs des auteurs.

Graphique 2 – Réduction des tarifs en fonction de leur niveau initial (Australie et Philippines)



Source : Base TRAINS et calculs des auteurs.

Le tableau 1 contient les résultats de l'estimation d'une « équation de gravité ». Une « équation de

⁸Dans Buono et Lalanne (2009), nous expliquons plus en détail les caractéristiques des réductions liées au cycle d'Uruguay et les utilisons pour mener une approche par variables instrumentales.

gravité » relie les exportations d'un pays vers un autre à la distance entre ces deux pays et aux poids économique des deux partenaires, par analogie à l'équation de gravité des physiciens. Les colonnes (1) à (3) présentent les résultats en omettant les tarifs douaniers, puis ils sont introduits dans les colonnes (4) à (6). La variable dépendante est tour à tour le montant total des exportations françaises vers une destination dans un secteur pour une année donnée, puis la marge extensive (le nombre d'exportateurs correspondant à ce flux) et enfin la marge intensive (les exportations moyennes par entreprise pour ce même flux). Ces trois variables sont obtenues en agrégeant les données individuelles des douanes par cellule, une cellule correspondant à une année, un secteur et un pays de destination.

Dans ces estimations, les principaux déterminants des équations de gravité sont inclus : le PIB du pays partenaire (le PIB français est ici colinéaire aux effets temporels puisqu'il s'agit de l'unique pays exportateur considéré), la distance, l'appartenance à l'OMC, une variable indicatrice pour un passé colonial commun et des variables indicatrices pour les îles et les pays enclavés. Toutes ces régressions font figurer des effets fixes temporels et sectoriels. Les résultats correspondent à ceux de la littérature : toutes les variables expliquent le volume total des exportations ainsi que les deux marges dans le sens attendu et de manière significative. En particulier, l'effet des tarifs douaniers est toujours significatif au seuil de 1% et influence les deux marges du commerce de manière symétrique.

Les colonnes (7) à (9) incluent des effets fixes par pays de destination et, par conséquent, les variables explicatives ne variant que suivant cette dimension disparaissent. Les précédentes études mesurant les coûts variables à l'exportation par la distance ne pouvaient prendre en compte cette hétérogénéité inobservée des pays car la distance ne varie que selon la destination. L'avantage d'utiliser des tarifs réside en particulier dans ces multiples dimensions de variation, ce qui permet de s'abstraire des biais liés à l'hétérogénéité inobservée (ici des pays, puis, dans la suite, des couples pays-secteurs). Les résultats de cette estimation restent du même ordre de grandeur, une réduction des tarifs douaniers d'un point de pourcentage se répercutant par une hausse des exportations françaises de 1,7 %⁹.

Les résultats concernant les tarifs douaniers du tableau 1 pourraient souffrir d'un biais important si cette variable était endogène vis-à-vis des montants d'exportations. Certains pays pourraient par exemple choisir de protéger certains secteurs vis-à-vis de l'Union Européenne car il s'agit de secteurs où celle-ci possède un avantage comparatif et où, par conséquent, ses exportations seraient importantes. Le coefficient estimé serait alors biaisé vers le haut. Inversement, certains tarifs douaniers peuvent être faibles si le pays doit dans tous les cas importer des biens en l'absence de secteur domestique

⁹ $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-1,83) \approx 0,017$. Les tarifs douaniers figurent dans les régressions sous la forme $\ln(1 + \tau)$ où τ est le tarif *ad-valorem*. Une justification théorique est donnée dans Buono & Lalanne (2009). Dans toute la suite, l'ordre de grandeur des effets de la baisse des tarifs est obtenu en supposant une baisse d'un point de pourcentage de 10 % à 9 %, ce qui se situe autour de leur moyenne en 2001.

Tableau 1 – Équations de gravité avec tarifs douaniers et variables de contrôle

Variable expliquée : logarithme de chaque marge									
Marge	Totale	Extensive	Intensive	Totale	Extensive	Intensive	Totale	Extensive	Intensive
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ln(tarifs)				-2,60***	-1,53***	-1,06***	-1,83***	-0,86***	-0,97***
				(0,095)	(0,052)	(0,063)	(0,103)	(0,047)	(0,081)
ln(PIB)	0,88***	0,46***	0,42***	0,91***	0,48***	0,43***	1,29***	0,72***	0,57***
	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,004)	(0,002)	(0,003)	(0,123)	(0,053)	(0,099)
ln(distance)	-1,02***	-0,62***	-0,40***	-1,01***	-0,60***	-0,41***			
	(0,005)	(0,002)	(0,003)	(0,006)	(0,003)	(0,004)			
Appartenance à l'OMC	0,80***	0,64***	0,16***	0,87***	0,69***	0,18***	0,50***	0,29***	0,20***
	(0,012)	(0,006)	(0,009)	(0,023)	(0,011)	(0,017)	(0,101)	(0,047)	(0,076)
Ancienne colonie	1,12***	0,97***	0,14***	1,36***	1,11***	0,25***			
	(0,013)	(0,006)	(0,009)	(0,025)	(0,013)	(0,018)			
Île	0,78***	0,53***	0,25***	0,54***	0,33***	0,21***			
	(0,015)	(0,007)	(0,011)	(0,021)	(0,011)	0,015			
Pays enclavé	-0,57***	-0,36***	-0,20***	-0,50***	-0,27***	-0,23***			
	(0,014)	(0,006)	(0,010)	(0,021)	(0,011)	(0,016)			
<i>EF temporel</i>	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
<i>EF sectoriel</i>	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
<i>EF pays</i>	NON	NON	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI
R^2	0,64	0,71	0,48	0,72	0,78	0,56	0,77	0,86	0,58
$N\ obs$	122922	122922	122922	55412	55412	55412	55412	55412	55412

*** : significatif au seuil de 1% ; ** : significatif au seuil de 5% ; * : significatif au seuil de 10%.

Les erreurs standards sont robustes à l'hétéroscédasticité. Les constantes et les effets fixes ne sont pas reproduits. EF = Effets Fixes.
Source : Voir l'encadré A pour l'origine des données et calculs des auteurs.

performant, ce qui biaiserait vers le bas le coefficient estimé. Pour traiter ce problème, des effets fixes croisés pays-secteurs sont introduits dans la suite¹⁰. L'approche utilisée pour limiter l'impact de cette détermination endogène des tarifs douaniers repose sur l'exploitation de la structure de panel de nos données, rendue possible par la variation temporelle des tarifs douaniers.

Le tableau 2 présente les résultats des régressions incluant ces effets fixes croisés secteur-pays (*within*) ainsi que des effets temporels spécifiques à chaque secteur. Deux échantillons différents sont utilisés. Dans la partie A, l'échantillon inclut toutes les années¹¹. L'effet des tarifs douaniers est peu significatif sur les exportations totales et non significatif sur les marges. De plus, les coefficients estimés sont divisés par 10 au regard des spécifications précédentes.

La relation entre les tarifs douaniers et les exportations semble maintenant être très bruitée. Ce résultat s'explique facilement : dans cette spécification, l'estimation de l'effet des tarifs sur les échanges repose uniquement sur la variation des tarifs entre deux années successives. Cela signifie que nous estimons l'effet de la baisse contemporaine des tarifs douaniers sur la hausse contemporaine des exportations. Or, les entreprises ne réagissent probablement qu'avec un certain retard à cette baisse des

¹⁰Dans Buono et Lalanne (2009), cette approche est complétée par une estimation par variables instrumentales.

¹¹Le nombre d'observations est légèrement supérieur aux dernières colonnes du tableau 1 car certaines données de PIB ne sont pas disponibles.

Tableau 2 – Équations de gravité avec tarifs douaniers : régressions *within*

Variable expliquée : logarithme de chaque marge (parties A et B), niveau de chaque marge (partie C)				
	Totale	Extensive	Intensive	N d'observations
A : Spécification avec EF Secteur-Année et Secteur-Pays (<i>within</i>), échantillon total				
$\ln(\text{tarifs})$	-0,17*	-0,04	-0,13	57437
	(0,10)	(0,04)	(0,09)	
R^2	0,92	0,96	0,83	
B : Spécification avec EF Secteur-Année, Pays-Année et Secteur-Pays (<i>within</i>), échantillon avant/après le cycle d'Uruguay				
$\ln(\text{tarifs})$	-1,12***	-0,24*	-0,87***	9890
	(0,35)	(0,13)	(0,31)	
R^2	0,90	0,96	0,80	
p -value du test de Park	0,00			
C : Modèle de Poisson avec EF Secteur-Année, Pays-Année et Secteur-Pays (<i>within</i>), échantillon avant/après le cycle d'Uruguay				
tarifs	-2,34***	-0,53***		11032
	(0,00)	(0,1)		
p -value du test de la régression de Gauss-Newton	0,19			

*** : significatif au seuil de 1% ; ** : significatif au seuil de 5% ; * : significatif au seuil de 10%.

Les erreurs standards sont robustes à l'hétéroscédasticité. Les constantes et les effets fixes ne sont pas reproduits. EF = Effets Fixes.

Source : Données douanières, base TRAINS et calculs des auteurs.

coûts à l'exportation. Par conséquent, dans la partie B, nous ne conservons que les années précédant et suivant l'application du cycle d'Uruguay (1994 et 2001). Ainsi, nous estimons l'effet de la baisse des tarifs sur les marges du commerce sur un intervalle de 7 ans, ce qui permet de capter les réactions retardées des entreprises. Les résultats redeviennent significatifs et suggèrent que l'effet passe essentiellement via la marge intensive, l'effet sur la marge extensive n'étant significatif qu'au seuil de 10 % et ne représentant que 21 % de l'effet total.

Par conséquent, même s'il y a plus d'exportateurs dans les secteurs et pour les destinations où les tarifs douaniers sont plus bas (interprétation des régressions en coupes répétées, colonnes (7) à (9) du tableau 1), la réduction de ces tarifs a amené peu d'entreprises supplémentaires à exporter (interprétation des régressions *within* du tableau 2).

Dans la partie C du tableau 2, nous prenons en compte les flux nuls, qui étaient omis jusque-là, et traitons le problème de l'hétéroscédasticité en niveau des données de commerce (*cf.* encadré B). Les régressions précédentes n'incluaient pas les flux nuls car la spécification en logarithme ne le permettait pas. Afin de les introduire, nous suivons la méthodologie de Santos Silva et Tenreiro (2006), qui consiste à estimer un modèle de Poisson par pseudo-maximum de vraisemblance (PPML¹²). Puisque le modèle est estimé directement sur les variables en niveau et non plus en logarithme, il est aisé d'inclure les flux nuls. De plus, si le terme d'erreur est hétéroscédastique en niveau, le passage au logarithme crée un biais de variable omise (*cf.* encadré B). Ce problème est évité grâce à cette

¹² *Poisson Pseudo-Maximum Likelihood.*

technique d'estimation. Enfin, en utilisant une vraisemblance conditionnelle, il est facile de s'abstraire des paramètres de nuisance générés par l'introduction de nombreux effets fixes.

Les résultats obtenus confirment que la marge extensive a peu réagi à la baisse des tarifs douaniers. Les coefficients sont identiques à ceux obtenus avec la même technique d'estimation par Buono et Lalanne (2009) à un niveau d'agrégation sectorielle plus élevé.

Les résultats de l'estimation par moindres carrés ordinaires (MCO) conduisent à des coefficients divisés par deux par rapport à ceux de l'estimation par un modèle de Poisson et ceux de Buono et Lalanne (2009) (MCO et PPML). La spécification des MCO est très fortement rejetée par le test de Park, alors que le test de la régression de Gauss-Newton ne permet pas de rejeter la spécification PPML (*cf.* encadré B pour un aperçu de ces tests de spécification). Par conséquent, nous considérons comme centrale la spécification PPML et il est alors possible de conclure que les résultats de Buono et Lalanne (2009) sont confirmés au niveau CITI4 de la classification sectorielle : en prenant en compte l'hétérogénéité inobservée des couples secteurs - pays de destination, c'est principalement la marge intensive qui a réagi aux baisses de tarifs douaniers.

Une réduction uniforme des tarifs douaniers d'un point de pourcentage augmenterait ainsi les exportations de 2,1 %¹³ (soit environ 4,4 milliards d'euros rapportés aux exportations manufacturières de 2002) et le nombre d'exportateurs de 0,5 %¹⁴ (soit environ 3470 entreprises rapportés aux exportateurs de 2002). L'estimation de l'élasticité de la marge intensive ne peut être réalisée à cause de l'inclusion des flux nuls. En effet, cette marge n'est pas définie en l'absence d'exportateurs. Mais, l'effet moyen sur la marge intensive peut être obtenu comme solde¹⁵. Ainsi, les exportations par entreprise augmenteraient de 1,6 % (soit 1,3 million d'euros par entreprise).

Les résultats précédents contiennent les observations se rapportant aux pays de l'Union Européenne. Cependant, pour ces pays, les tarifs douaniers sont restés nuls pour l'ensemble de la période. Nous avons donc répliqué les régressions précédentes en excluant les 15 pays constituant l'Union Européenne à partir de 1995 et les résultats sont identiques. Dans notre précédente étude, deux autres tests de robustesse étaient effectués : les tarifs douaniers moyens vis-à-vis du reste du monde étaient introduits pour prendre en compte le niveau d'ouverture moyen des pays partenaires et une approche par variable instrumentale en utilisant les caractéristiques du cycle d'Uruguay permettait de traiter de façon rigoureuse les problèmes d'endogénéité. Aucune de ces extensions ne se traduisait par un

¹³ $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-2,34) \approx 0,021$.

¹⁴ $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-0,53) \approx 0,005$.

¹⁵Comme la spécification est multiplicative, l'élasticité moyenne est l'élasticité estimée. Au niveau agrégé, l'élasticité moyenne de la marge intensive est donc égale à la différence entre l'élasticité estimée du total et l'élasticité estimée de la marge extensive en utilisant les définitions des marges au niveau *agrégé*.

changement important sur les résultats.

2 Un rôle prépondérant des exportateurs en place

D'après les résultats de la partie précédente, la réaction aux baisses de tarifs douaniers ne semble pas s'être traduite par un accroissement du nombre d'exportateurs, mais plutôt par des exportations moyennes par entreprise plus élevées. Deux explications peuvent être envisagées pour expliquer ce phénomène :

- Les taux d'entrée et de sortie dans le statut d'exportateur ont en réalité été élevés. Les exportateurs en place ont été remplacés par de nouveaux exportateurs traitant de plus gros volumes.
- Les exportateurs en place au début de la période ont joué un rôle primordial et l'essentiel de la réaction à la baisse des tarifs a transité par l'augmentation de leurs exportations.

Dans cette partie, nous essayons de discriminer entre ces deux hypothèses à partir des données douanières d'entreprise. Afin de rester cohérent avec le reste de ce travail, nous utilisons une définition restrictive d'un exportateur en place¹⁶ : un flux est effectué par un exportateur en place si l'entreprise exportait déjà vers ce pays dans ce secteur au début de la période¹⁷.

Dans un premier temps, nous présentons des résultats descriptifs qui montrent que, même si le rôle des exportateurs en place a été prépondérant, la contribution des nouveaux exportateurs dans la croissance des exportations françaises n'a pas été marginale. Nous appliquons ensuite la méthode économétrique présentée précédemment pour examiner plus en détail les rôles respectifs des exportateurs en place et des nouveaux exportateurs dans la réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers. Contrairement au résultat de l'analyse descriptive, il apparaît que les nouveaux exportateurs ont eu une faible place dans l'expansion du commerce due au cycle d'Uruguay.

D'après la première colonne du tableau 3, il semble que les taux d'entrée et de sortie soient importants à un horizon d'un an. La part des entreprises qui exportaient déjà l'année précédente (vers le même pays dans le même secteur, d'après la définition) oscille autour de 60 %. Cela implique qu'un nombre considérable d'entreprises acquièrent le statut d'exportateur chaque année (qu'il s'agisse de la première fois ou pas). Cependant, les nouveaux exportateurs traitent uniquement de petits montants, puisqu'une très large majorité (autour de 90 %, deuxième colonne du tableau 3) des exportations sont effectuées par des exportateurs déjà en place l'année précédente. Les colonnes suivantes du tableau 3 présentent les mêmes statistiques pour certaines zones : les pays européens de l'OCDE (une destina-

¹⁶Cela devrait, toutes choses égales par ailleurs, minimiser le rôle de ceux-ci. Il en est de même des discontinuités dans les unités légales des entreprises.

¹⁷La définition du début de la période changera suivant l'horizon considéré.

Tableau 3 – Le rôle des exportateurs en place

	Exportations totales		Pays européens de l'OCDE		Pays de l'OCDE hors Europe		Pays hors OCDE	
	Part des exportateurs en place	Part des exportations par les exportateurs en place	Part des exportateurs en place	Part des exportations par les exportateurs en place	Part des exportateurs en place	Part des exportations par les exportateurs en place	Part des exportateurs en place	Part des exportations par les exportateurs en place
1995(/1994)	55%	89%	66%	95%	57%	94%	50%	81%
1996(/1995)	59%	92%	68%	94%	55%	93%	50%	84%
1997(/1996)	58%	91%	66%	93%	55%	93%	50%	83%
1998(/1997)	60%	94%	68%	96%	57%	94%	51%	86%
1999(/1998)	61%	90%	69%	91%	55%	93%	52%	82%
2000(/1999)	60%	87%	69%	89%	54%	84%	50%	80%
2001(/2000)	60%	93%	70%	95%	55%	94%	51%	88%
2002(/2001)	61%	92%	70%	94%	55%	95%	52%	85%
2002(/1994)	50%	57%	55%	62%	49%	56%	50%	47%

Source : Données douanières et calculs des auteurs.

Note de lecture : 55 % de tous les exportateurs de 1995 exportaient déjà en 1994 (vers le même pays dans ce même secteur). En 1995, ils traitaient 89 % des volumes totaux d'exportation. En 2002, 50 % des exportateurs exportaient déjà en 1994, et ils effectuent 57 % des flux.

tion privilégiée pour la France), les pays de l'OCDE non européens (des pays lointains au niveau de développement identique à la France) et les pays hors OCDE (des pays émergents). Pour ces zones, les chiffres sont proches de la moyenne. Les pays européens de l'OCDE semblent néanmoins être servis par une plus grande part d'exportateurs en place que les deux autres zones, et ces entreprises représentent une plus grande part des exportations.

Ces chiffres ne répondent pourtant pas à une question importante : les nouveaux exportateurs parviennent-ils à se développer et à se maintenir en tant qu'exportateurs ? La dernière ligne du tableau 3 répond à cette interrogation en décrivant la part des exportateurs déjà en place en 1994 dans la population des exportateurs de 2002, ainsi que leur part dans les exportations de 2002. Il apparaît alors que les parts des exportateurs déjà présents en 1994 dans la population des exportateurs de 2002 et dans celle des exportateurs de 1995 sont proches (première colonne du tableau 3). Cela signifie qu'il existe un nombre considérable d'exportateurs « historiques » qui ont maintenu leur statut tout au long de la période. Cependant, une petite proportion des entrants au cours de la période 1994-2002 sont parvenus à se développer et à devenir des exportateurs importants. Par exemple, les exportateurs de

2002 qui sont apparus entre 1995 et 2000 (environ 61 %-50 %=11 %¹⁸ des exportateurs de 2002) ont effectué environ 92 %-57 %=35 % des exportations de 2002. L'ordre de grandeur du phénomène est légèrement plus faible à destination des pays européens de l'OCDE et légèrement plus important pour les deux autres zones. À destination des pays de l'OCDE non européens (respectivement des pays hors OCDE), environ 6 % (resp. 2 %) des exportateurs de 2002 sont apparus entre 1995 et 2000 et ils représentaient environ 39 % (resp. 38 %) des exportations en 2002. Ce fait stylisé est cohérent avec une auto-sélection plus drastique des entreprises pour l'exportation vers des destinations plus difficiles. En résumé, un plus petit nombre d'entreprises a réussi à devenir des exportateurs réguliers¹⁹ vers ces pays, mais ces entreprises effectuent une plus grande part des exportations à la fin de la période²⁰.

L'analyse des contributions à la croissance des exportations des exportateurs en place d'une part, et des nouvelles entreprises d'autre part, complète les statistiques descriptives précédentes (graphique 3). La contribution des exportateurs en place (notés C) est donnée par le taux de croissance des exportations des entreprises exportant à la période courante et à la période précédente²¹ multiplié par la part de ces exportateurs en place dans les exportations à la période précédente. La contribution de l'entrée est obtenue comme la différence entre les exportations des entrants à l'année t (X_t^E) et les exportations des sortants à l'année $t - 1$ (X_{t-1}^S) rapportée à ces dernières multipliée par la part des sortants dans les exportations en $t - 1$:

$$X_{t-1} = X_{t-1}^C + X_{t-1}^S \quad \text{et} \quad X_t = X_t^C + X_t^E$$

$$\frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}} = \underbrace{\frac{X_t^C - X_{t-1}^C}{X_{t-1}^C} \frac{X_{t-1}^C}{X_{t-1}}}_{\text{Contribution des exportateurs en place}} + \underbrace{\frac{X_t^E - X_{t-1}^S}{X_{t-1}^S} \frac{X_{t-1}^S}{X_{t-1}}}_{\text{Contribution des entreprises entrantes et sortantes}}$$

Comme l'illustre le graphique 3, la croissance des exportations a principalement résulté de celle des montants traités par les exportateurs en place. En période de croissance soutenue des exportations, la contribution nette des entrées et sorties semble cependant plus importante. En résumé, ce graphique nous enseigne que les exportateurs en place paraissent être la principale cause de la croissance des exportations, leur contribution étant plus élevée en moyenne et plus stable que celle des entrants. Cette dernière semble, quant à elle, beaucoup plus dépendante de la conjoncture internationale. En particulier, les périodes d'expansion rapide des exportations françaises coïncident avec des contributions plus

¹⁸Ici, nous négligeons les entreprises qui ont exporté en 1994 et 2002, mais pas en 2001. Ces entreprises constituent une très faible part des exportateurs.

¹⁹Au sens où ces entreprises exportaient au moins en 2001 et 2002.

²⁰Ces chiffres sont cohérents avec ceux trouvés par Eaton *et al.* (2007) sur données colombiennes

²¹Tous les montants ont été déflatés par le déflateur des exportations de biens manufacturés afin d'obtenir des contributions à la croissance en volume.

Graphique 3 – Contributions à la croissance des exportations en volume



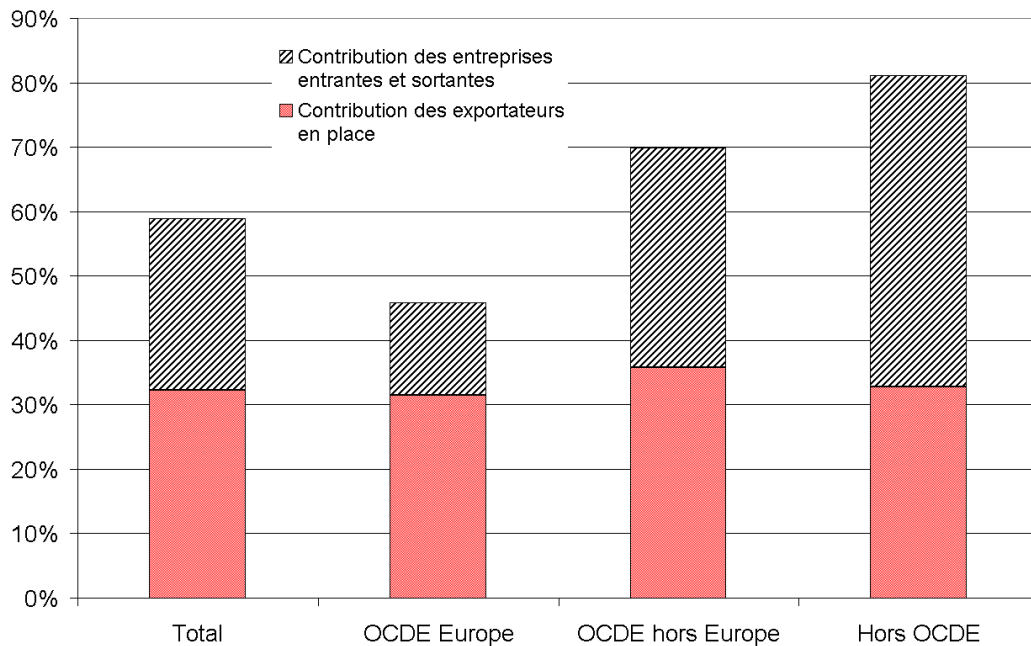
Source : Données douanières et calculs des auteurs.

Note de lecture : En 1999, la contribution des exportateurs déjà en place en 1998 à la croissance des exportations a été positive, tandis que la contribution des entreprises entrantes en 1999 et sortantes (exportatrices en 1998, mais pas en 1999) a été négative.

élevées de l'entrée de nouvelles entreprises.

En passant à un horizon plus long (8 ans), c'est-à-dire en considérant comme exportateurs en place les entreprises exportant en 2002 et qui exportaient déjà en 1994, le graphique 4 apporte un message plus nuancé. La croissance des exportations sur la période résulte néanmoins en majorité du développement des exportateurs déjà en place en 1994. Les différences entre pays confirmeraient aussi que plus la croissance des exportations est élevée, plus la contribution des entrants paraît jouer un rôle significatif. En effet, la contribution des entrants est faible à destination des pays européens de l'OCDE, alors qu'elle contribue pour moitié à la croissance des exportations vers les pays de l'OCDE non européens et pour plus de la moitié à la croissance des exportations vers les pays hors OCDE.

Graphique 4 – Contributions à la croissance des exportations en volume (1994-2002)



Source : Données douanières et calculs des auteurs.

L'analyse descriptive a montré que le rôle des nouveaux exportateurs n'était pas négligeable. Pour examiner s'ils contribuent à l'expansion des montants moyens exportés par entreprise suite au cycle d'Uruguay, nous étudions économétriquement leur réaction à la baisse tarifaire. Pour cela, nous faisons appel à une nouvelle distinction entre marges pour séparer les effets venant de l'augmentation des exportations des exportateurs en place des effets venant de la baisse des exportations moyennes par entreprise causée par l'entrée de nouvelles entreprises exportant de petits montants. Ces deux effets étaient jusqu'alors confondus dans la marge intensive. Plus précisément, en notant C les exportateurs

en place, nous effectuons la décomposition suivante.

$$X_{j,s,t} = \frac{X_{j,s,t}^C}{N_{j,s,t}^C} \times N_{j,s,t} \times \frac{X_{j,s,t}/N_{j,s,t}}{X_{j,s,t}^C/N_{j,s,t}^C}$$

où j désigne le pays partenaire, s le secteur et t le temps. Les exportations sont notées X et le nombre d'exportateurs N . L'exposant C renvoie aux exportateurs en place à la période précédente.

Le terme $\frac{X_{j,s,t}^C}{N_{j,s,t}^C}$ (marge intensive stricte) correspond aux exportations moyennes des entreprises en place, le terme $N_{j,s,t}$ est le nombre d'exportateurs (marge extensive) et le terme $\frac{X_{j,s,t}/N_{j,s,t}}{X_{j,s,t}^C/N_{j,s,t}^C}$ (terme de correction) mesure l'ampleur relative des exportations par entreprise par rapport à celle des exportateurs en place. L'année 1994 est prise comme référence. Ainsi, en 1994, le premier terme est égal à la marge intensive et le terme de correction est égal à 1. La marge intensive stricte est identique à la définition donnée par Chaney (2008), qui étudie l'effet théorique de modifications marginales des paramètres sur les exportations moyennes par entreprise.

Afin de pouvoir mesurer cette marge intensive stricte, il faut se restreindre aux flux pour lesquels il existe des exportateurs en place en 2001 (au moins une entreprise exporte en 1994 et 2001). Les colonnes (1) et (3) du tableau 4 montrent que l'estimation des effets de la baisse des tarifs sur les marges totales et extensives sont proches des résultats du tableau 2 sur cet échantillon restreint. La colonne (2) montre qu'une baisse d'un point de pourcentage des tarifs douaniers conduit à une croissance de 2,1 % des exportations réalisées par les exportateurs en place²² (marge intensive stricte).

Tableau 4 – Le rôle des exportateurs en place

Marge	Totale (1)	Intensive stricte (2)	Extensive (3)
Spécification avec EF Secteur-Année, Pays-Année et Secteur-Pays (<i>within</i>), échantillon avant/après le cycle d'Uruguay			
ln(tarifs)	-1,65*** (0,33)	-1,20*** (0,34)	-0,29** (0,96)
R ²	0,91	0,93	0,96
Modèle de Poisson avec EF Secteur-Année, Pays-Année et Secteur-Pays (<i>within</i>), échantillon avant/après le cycle d'Uruguay			
tarifs	-2,39*** (0,00)	-2,25*** (0,00)	-0,53*** (0,00)
EF Secteur-Pays	OUI	OUI	OUI
EF Pays-Année	OUI	OUI	OUI
EF Secteur-Année	OUI	OUI	OUI
N obs	8378	8378	8378

*** : significatif au seuil de 1% ; ** : significatif au seuil de 5% ; * : significatif au seuil de 10%.

Les constantes et les effets fixes ne sont pas reproduits. EF = Effets Fixes.

Source : Données douanières, base TRAINS et calculs des auteurs.

²² $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-2,25) \approx 0,021$.

Pour résumer les résultats du tableau 4, une baisse d'un point de pourcentage des tarifs douaniers induit une expansion des exportations françaises de l'ordre de 2,2 %²³, les exportateurs en place étant responsables de la majeure partie de cette croissance, même à un horizon de 7 ans (1994-2001). Cette baisse des tarifs se traduit par l'entrée de 0,5 %²⁴ d'entreprises en plus (marge extensive), ce qui fait décroître les exportations par entreprise de 0,4 %²⁵ (terme de correction). Même si l'impact des réductions tarifaires sur la marge extensive est significatif, l'effet net de l'entrée de nouvelles entreprises est économiquement faible en réaction au changement de politique étudié ici.

3 La marge extensive produit a joué un rôle secondaire

Après avoir montré que la marge intensive explique l'essentiel de la réponse des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers, nous décomposons cette marge en deux parties correspondant au nombre de produits exportés (au niveau de la classification NC8) par entreprise et aux exportations moyennes par entreprise et par produit. Cette décomposition est importante car les entreprises exportent souvent plusieurs produits. Cela signifie que la décision au sein de l'entreprise ne se réduit pas à quelle quantité et vers quelle destination exporter : des considérations sur la gamme de produits à exporter sont aussi en jeu.

Le graphique 5 présente la distribution du nombre de produits exportés par entreprise en 1994 et 2001 (avant et après le cycle d'Uruguay). Environ 25 % des entreprises exportent seulement un produit, alors qu'uniquement 5 % des firmes exportent exactement 5 produits. Le nombre d'entreprises multi-produits est assez important dans notre échantillon (18 844 sur les 25 260 entreprises exportatrices en 1994), mais le nombre de produits exportés reste peu élevé. Uniquement 1 % des exportateurs vendent plus de 15 produits à l'étranger. Ce graphique montre également que la distribution du nombre de produits exportés par entreprise a été peu modifiée entre 1994 et 2001.

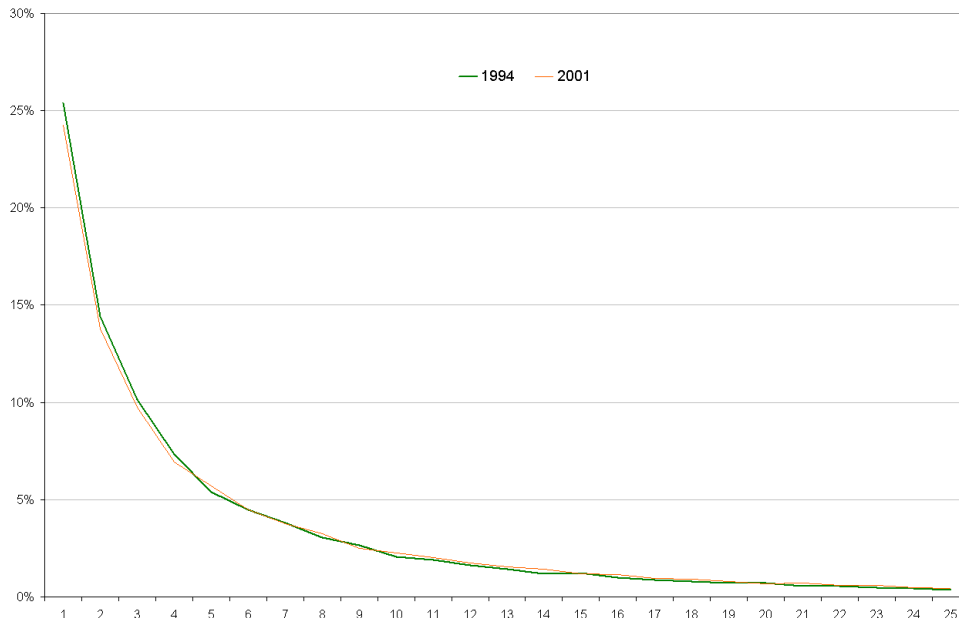
Le graphique 6 se focalise sur les trois zones que nous avons déjà considérées auparavant pour l'analyse descriptive. Comme pour l'ensemble des destinations, la distribution du nombre de produits exportés par entreprise décroît rapidement. En comparant les graphiques 5 et 6, il apparaît mécaniquement que le nombre d'entreprises exportant un produit unique est plus important lorsque le monde est partitionné en zones. De plus, ces entreprises semblent être relativement plus nombreuses pour les destinations où l'exportation est plus coûteuse. Pour les pays hors de l'OCDE, environ 47 % des ex-

²³ $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-2,39) \approx 0,022$.

²⁴ $[\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,10)] \times (-0,53) \approx 0,005$.

²⁵ Une baisse des tarifs d'un point de pourcentage ferait augmenter de $2,2\% - 0,5\% = 1,7\%$ les exportations moyennes par entreprises. Les exportations des entreprises en place aurait augmenté de 2,1 %. Par conséquent, l'entrée de nouvelles entreprises aurait fait baissé les exportations moyennes par entreprise de $2,1\% - 1,7\% = 0,4\%$.

Graphique 5 – Distribution du nombre de produits exportés par entreprise



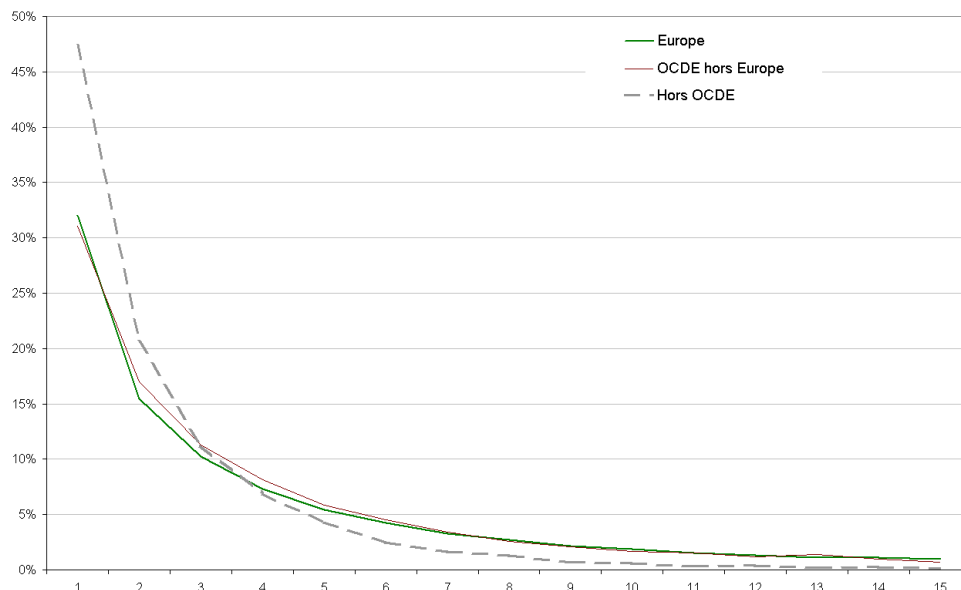
Source : Données douanières et calculs des auteurs.

portateurs ne vendent qu'un seul produit, alors que pour les pays européens de l'OCDE, ce chiffre tombe à 32 %.

Dans cette étude, nous définissons la marge extensive produit comme le nombre moyen de produits par exportateur. Notons que Mayer et Ottaviano (2007) utilisent une définition différente des marges produits : la marge extensive produit est pour eux le nombre total de produits différents exportés vers une destination. Par conséquent, si une entreprise décide d'exporter un nouveau produit (déjà exporté par une autre entreprise), notre marge extensive produit augmente tandis que celle de Mayer et Ottaviano (2007) reste constante, puisque ce produit est déjà exporté. De plus, la définition de la marge intensive produit qui découle de celle de la marge extensive produit a une interprétation plus aisée dans notre cas, car il s'agit simplement du flux moyen par produit et par entreprise.

L'exemple suivant a pour but de clarifier les distinctions entre les deux définitions. Supposons qu'il y ait une seule destination et deux entreprises françaises exportatrices (A et B). L'entreprise A exporte 10 produits différents à raison de 100 euros par produit. L'entreprise B exporte, quant à elle, 1 000 euros d'un seul produit (également exporté par l'entreprise A). Ainsi, nos marges produits extensive et intensive sont respectivement $5,5 = \frac{10+1}{2}$ et $181,8 = \frac{2000/2}{5,5}$ (c'est la marge intensive divisée par la marge extensive produit). La marge intensive produit est dans ce cas le flux moyen par entreprise et par produit. Selon la décomposition de Mayer et Ottaviano (2007), la marge extensive produit serait

Graphique 6 – Distribution du nombre de produits exportés par entreprise pour certains pays (2001)



Source : Données douanières et calculs des auteurs.

10 et la marge intensive produit serait $100 = \frac{2000/2}{10}$, dont la signification est moins évidente.

Cette distinction est importante car les coefficients des équations de gravité (notamment ceux du PIB et de la distance) ont un signe surprenant pour la marge intensive produit comme définie par Mayer et Ottaviano (2007). En particulier, les auteurs trouvent que cette marge diminue avec le PIB et augmente avec la distance²⁶. Il suggèrent une interprétation de ce résultat : seuls les produits de meilleure qualité seraient exportés vers les destinations difficiles, ce qui augmenterait les montants exportés par produit vers ces destinations. Avec notre définition des marges produits, cet effet disparaît²⁷.

Le tableau 5 présente nos résultats pour les marges produits. Les coefficients des deux marges produits se somment pour obtenir les coefficients de la marge intensive reportés dans le tableau 1. Les colonnes (1) et (2) correspondent à l'équation de gravité usuelle, les colonnes (3) et (4) introduisent les tarifs douaniers et les colonnes (5) et (6) prennent en compte l'hétérogénéité inobservée des pays²⁸. L'effet de la réduction tarifaire semble ici passer principalement par la marge intensive produit dans ces régressions où la structure de panel de nos données n'est pas prise en compte.

Comme précédemment, nous utilisons la structure en panel de nos données pour prendre en compte,

²⁶Bernard *et al.* (2007) trouvent des résultats semblables sur les États-Unis avec la même définition des marges produits.

²⁷En suivant leur définition, nous retrouvons leur résultat sur nos données.

²⁸L'exposition des résultats suit celle de la partie 1 pour souligner la différence avec les résultats de Mayer et Ottaviano (2007).

Tableau 5 – Décomposition des marges produit : estimation en coupes répétées

Variable expliquée : logarithme de chaque marge

Marge	ext. produit (1)	int. produit (2)	ext. produit (3)	int. produit (4)	ext. produit (5)	int. produit (6)
ln(tarifs)			-0,20*** (0,014)	-0,85*** (0,059)	-0,14*** (0,019)	-0,82*** (0,076)
ln(PIB)	0,04*** (0,0004)	0,38*** (0,002)	0,04*** (0,0006)	0,39*** (0,003)	0,10*** (0,021)	0,47*** (0,093)
ln(distance)	-0,05*** (0,0007)	-0,35*** (0,003)	-0,04*** (0,001)	-0,36*** (0,004)		
Appartenance à l'OMC	0,03*** (0,002)	0,12*** (0,009)	0,03*** (0,003)	0,15*** (0,016)	0,02 (0,021)	0,18*** (0,070)
Ancienne colonie	0,05*** (0,002)	0,09*** (0,009)	0,06*** (0,004)	0,18*** (0,017)		
Île	0,04*** (0,002)	0,21*** (0,010)	0,03*** (0,003)	0,18*** (0,014)		
Pays enclavé	-0,02*** (0,002)	-0,18*** (0,010)	-0,02*** (0,003)	-0,21*** (0,015)		
<i>EF temporel</i>	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
<i>EF sectoriel</i>	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
<i>EF pays</i>	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI
R^2	0.36	0.46	0.44	0.54	0.46	0.55
$N\ obs$	122922	122922	55412	55412	55412	55412

*** : significatif au seuil de 1% ; ** : significatif au seuil de 5% ; * : significatif au seuil de 10%.

Les erreurs standards sont robustes à l'hétéroscédasticité. Les constantes et les effets fixes ne sont pas reproduits.

EF = Effets Fixes.

Source : Voir l'encadré A pour l'origine des données et calculs des auteurs.

entre autres, l'endogénéité des tarifs douaniers. Les résultats correspondant au tableau 2 de la partie 1 sont reportés dans le tableau 6. Dans la partie A, nous utilisons toutes les années et l'identification repose sur les effets contemporains des réductions de tarifs douaniers. Dans la partie B, seules les années précédant et suivant le cycle d'Uruguay (1994 et 2001) sont utilisées. Enfin, la partie C donne les résultats de l'estimation par le modèle de Poisson prenant en compte les flux nuls et les problèmes d'hétéroscédasticité.

De la même façon que dans le tableau 2, la partie A ne prend pas en compte les effets retardés des réductions tarifaires sur les entreprises. Les résultats des parties B et C montrent que les entreprises françaises réagissent principalement aux baisses de tarifs douaniers en augmentant les quantités de produits qu'elles exportaient déjà vers ce pays. Comme dans la décomposition en marges au niveau de l'entreprise, les effets sont deux fois plus importants dans la spécification de Poisson (non rejetée par le test de la régression de Gauss-Newton) que dans l'estimation en logarithme par MCO (spécification rejetée par le test de Park). Pour résumer, quand les tarifs douaniers baissent d'un point de pourcentage, le nombre de produits exportés par entreprise augmente de 0,1 % (non significativement

différent de 0) et le montant exporté par entreprise et par produit croît de 1,6 %²⁹.

Tableau 6 – Décomposition des marges produit : estimations *within*

Variable expliquée : logarithme de chaque marge (parties A et B), niveau de chaque marge (partie C)			
Marge	ext. produit	int. produit	N. obs
A : Spécification avec EF Secteur-Année et Secteur-Pays (<i>within</i>), échantillon total			
$\ln(\text{tarifs})$	-0,05*** (0,02)	-0,08 (0,08)	57437
R^2	0,78	0,82	
B : Spécification avec EF Secteur-Année, Pays-Année et Secteur-Pays (<i>within</i>), échantillon avant/après le cycle d'Uruguay			
$\ln(\text{tarifs})$	-0,04 (0,06)	-0,83*** (0,30)	9890
R^2	0,75	0,78	
C : Modèle de Poisson avec EF Secteur-Année, Pays-Année et Secteur-Pays (<i>within</i>), échantillon avant/après le cycle d'Uruguay			
tarifs	-0,09 (0,08)	-1,73*** (0,08)	11032

*** : significatif au seuil de 1%; ** : significatif au seuil de 5%; * : significatif au seuil de 10%.

Les erreurs standards sont robustes à l'hétéroscédasticité. Les constantes et les effets fixes ne sont pas reproduits. EF = Effets Fixes.

Source : Données douanières, base TRAINS et calculs des auteurs.

Conclusion

Nous avons estimé l'élasticité des différentes marges du commerce international aux coûts variables mesurés par les tarifs douaniers. La source de variation des tarifs provient de la libéralisation multilatérale entre 1995 et 2000 qui a découlé des accords du cycle d'Uruguay.

Nous trouvons que la baisse des tarifs entre 1995 et 2000 a favorisé l'expansion des exportations françaises principalement à travers l'augmentation des exportations moyennes par entreprise. De plus, il apparaît que les exportateurs en place, de grandes entreprises qui exportaient déjà au début de la période, seraient à l'origine de 95 % de la croissance des exportations françaises. Enfin, quand nous nous penchons sur la composition en produits, nous trouvons que les entreprises ont surtout augmenté les flux par produit exporté plutôt que d'élargir la gamme de produits exportés.

Pour résumer nos résultats, une baisse d'un point de pourcentage des tarifs douaniers aurait généré une hausse de 2,1 % des exportations, dont 0,5 % serait dû à l'augmentation du nombre d'exportateurs et 1,6 % à la hausse des exportations par entreprise. La quasi-totalité de la hausse passe par les exportateurs en place car, malgré une hausse de 0,5 % du nombre d'exportateurs, les nouveaux entrants diminuent de 0,4 % la marge intensive puisqu'ils exportent de très faibles montants. Enfin, la hausse de 1,6 % des exportations par entreprise est principalement due à une augmentation des exportations des produits déjà exportés, le nombre moyen de produits exportés par entreprise n'augmentant pas de

²⁹ $(\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,1)) \times (-0,09) \approx 0,001$ et $(\ln(1 + 0,09) - \ln(1 + 0,1)) \times (-1,73) \approx 0,016$.

manière significative.

Plusieurs raisons peuvent expliquer ce rôle prépondérant des exportateurs en place :

- Les réductions tarifaires sont de petits chocs sur les coûts variables à l’exportation et la marge extensive ne réagirait qu’au-delà d’un certain seuil. Cependant, les statistiques descriptives (tableau 3, par exemple) suggèrent que l’inertie de la marge extensive n’est pas spécifique aux variations de politique commerciale étudiées ici.
- La décision de commencer à exporter ou d’exporter de nouveaux produits est une décision stratégique qui ne serait pas directement reliée aux coûts variables à l’exportation.
- Les nouvelles entreprises pourraient faire face à divers problèmes durant leur phase d’expansion : contraintes de crédit, barrières à l’entrée (dans les marchés domestique ou étrangers), concurrence par les exportateurs déjà en place, etc. Ces problèmes entraveraient leur développement, et notamment leur entrée dans les marchés d’exportation.

Même si notre analyse ne permet pas à elle seule de trancher définitivement entre ces explications alternatives, elle montre que la libéralisation multilatérale des échanges devrait être combinée à des mesures de politique économique visant à faciliter la réaction des entreprises, et en particulier les plus petites d’entre elles. Il s’agirait notamment de faciliter leur entrée sur de nouveaux marchés d’exportation.

Encadré A Les données

Nous utilisons les données détaillées des Douanes. Une observation correspond au montant exporté d'un certain produit (au niveau NC8) par une entreprise installée en France vers un pays de destination, dès que l'entreprise exporte un montant total supérieur aux seuils en vigueur. Ces données ont une couverture très importante. La couverture théorique actuelle (au sens des règlements européens) est de 97 % mais les données douanières ont un taux de couverture supérieur sur l'ensemble de la période que nous avons considérée.

Nous supprimons les observations se rapportant à des produits non identifiés, à certaines destinations singulières (principalement des zones spéciales et des îles inhabitées) et aux montants inférieurs à 1 000 euros³⁰. Nous ne conservons que les entreprises qui figurent également dans les fichiers BRN (Bénéfices Réels Normaux³¹) et y reportent un chiffre d'affaires à l'exportation non nul.

En utilisant une table de passage, nous faisons correspondre à chaque produit NC8 un secteur au niveau CITI4 et nous ne gardons que les observations correspondant aux secteurs manufacturiers (code CITI4 compris entre 1310 et 3720). Il reste alors 127 secteurs et 8 841 produits. Les données contiennent des exportations vers 223 destinations et 56 517 entreprises.

Les distances entre pays proviennent du Cepii (Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales), les PIB en parité de pouvoir d'achat de la Banque Mondiale (World Development Indicators) et d'Andrew Rose pour l'appartenance à l'OMC et les variables indicatrices géographiques.

Enfin, nous utilisons la base de données TRAINS-WTO, qui contient différentes mesures de tarifs douaniers (*Effective Applied Ad-Valorem Tariffs*, *Most Favoured Nation Tariff* et *Tariff Bound*) par pays et par secteur au niveau CITI4 de 1993 à 2002. Les deux principales limites de cette source sont le grand nombre de données manquantes et l'absence d'information sur les barrières non tarifaires aux échanges.

Encadré B Modèle de Poisson

Dans cet encadré, nous présentons les avantages de l'estimation d'un modèle de Poisson par pseudo-maximum de vraisemblance (PPML), comme préconisé par Santos Silva et Tenreyro (2006). Dans un premier temps, nous montrons comment des problèmes d'hétéroscédasticité peuvent se traduire par des biais lorsque l'équation de gravité est estimée en logarithme. Supposons que le vrai modèle soit :

³⁰Aucun biais n'est créé par cette censure en termes nominaux, le déflateur des exportations de biens manufacturés restant dans une bande de 2,5 % de large durant la période.

³¹Cette base fournit certaines caractéristiques et une partie du bilan des entreprises.

$$\Gamma_{j,t,s} = \exp(\alpha Z_{j,t,s}) \mu_{j,t,s} \quad (1)$$

où α est le vecteur des paramètres à estimer, $Z_{j,t,s}$ le vecteur des variables explicatives en logarithme, $\mu_{j,t,s}$ le terme d'erreur et Γ la marge totale X (en niveau) ou la marge extensive N (en niveau)³². Si le terme d'erreur est centré autour de 1 mais hétéroscédastique, alors $\mathbb{E}[\mu_{j,t,s}|Z_{j,t,s}] = 1$ et $\mathbb{V}[\mu_{j,t,s}|Z_{j,t,s}] \equiv f(Z_{j,t,s})$ où f est une fonction non constante. Dans ce cas, le terme d'erreur ($\epsilon_{j,t,s}$) de l'équation en logarithme vérifie les propriétés suivantes :

$$\epsilon_{j,t,s} = \ln(\mu_{j,t,s}) \quad \text{avec} \quad \mathbb{E}[\epsilon_{j,t,s}|Z_{j,t,s}] = -\frac{1}{2} \ln(1 + f(Z_{j,t,s})).$$

Ainsi, l'estimation de l'équation en logarithme conduit à un biais de variable omise car le terme d'erreur n'est pas orthogonal au vecteur des variables explicatives.

Santos Silva et Tenreyro (2006) suggèrent de traiter le problème en utilisant l'estimation PPML. Cette méthode d'estimation repose sur l'hypothèse que la fonction f est proportionnelle à l'espérance conditionnelle de la variable dépendante $\mathbb{E}[\Gamma_{j,t,s}|Z_{j,t,s}]$. Cette hypothèse est généralement acceptée pour les données de commerce (voir Siliverstovs et Schumacher (2007) et Burger *et al.* (2009) pour une discussion plus approfondie) et l'estimateur par PPML est, sous cette hypothèse, plus efficace que l'estimateur générique des moindres carrés non linéaires de l'équation (1). Ainsi, nous estimons le modèle de Poisson suivant :

$$\Gamma_{j,t,s} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \theta_{j,t,s} + \delta_{j,t} + \delta_{s,t} + \delta_{j,s} + \epsilon_{j,t,s})$$

où θ désigne la variable de tarif $\ln(1 + \tau)$, τ correspondant au tarif *ad-valorem* et δ représente un jeu d'effets fixes.

Il convient de noter que, par cette approche, trois problèmes sont traités simultanément :

- les effets fixes induisent un problème de paramètres de nuisance dans un modèle non linéaire, ce qui est résolu en calculant une vraisemblance conditionnelle,
- les flux nuls peuvent être inclus dans la régression puisque la variable dépendante n'est pas exprimée en logarithme,
- l'hétéroscédasticité dans le terme d'erreur en niveau est prise en compte.

Comme l'ont suggéré Santos Silva et Tenreyro (2006), des tests sont nécessaires pour discriminer, par exemple, entre l'estimation de la spécification en logarithme par les MCO et l'estimation en

³²Plus généralement, la variable expliquée doit prendre des valeurs positives ou nulles.

niveau par PPML puisque les deux spécifications reposent sur des hypothèses particulières concernant la variance du terme d'erreur (la fonction f). Santos Silva et Tenreyro (2006) proposent plusieurs tests de spécification. Deux d'entre eux nous concernent plus particulièrement : le test de Park pour la validité des MCO et le test de la régression de Gauss-Newton pour la validité de l'estimation PPML. Ces tests consistent à tester des valeurs spécifiques de λ_1 dans la fonction de variance :

$$\mathbb{V}[\Gamma_{j,t,s}|Z_{j,t,s}] = \lambda_0 \mathbb{E}[\Gamma_{j,t,s}|Z_{j,t,s}]^{\lambda_1}$$

Le test de Park revient à tester l'hypothèse nulle $\lambda_1 = 2$ sous laquelle les MCO sont valides et le test de la régression de Gauss-Newton revient à tester l'hypothèse nulle $\lambda_1 = 1$, sous laquelle l'estimateur PPML est asymptotiquement efficient³³.

³³Si l'hypothèse nulle est rejetée, il n'y a pas de biais de variable omise pour l'estimateur PPML puisque l'estimation est faite en niveau et non pas en logarithme.

Références

- Baier, Scott L. et Jeffrey H. Bergstrand** (2001), The Growth of World Trade: Tariffs, Transport Costs, and Income Similarity, *Journal of International Economics* 53, 1-27.
- Bernard, Andrew, Bradford Jensen et Peter Schott** (2005), Importers, Exporters, and Multinationals: A Portrait of Firms in the U.S. that Trade Goods, *NBER Working Paper* 11404.
- Bernard, Andrew, Bradford Jensen, Stephen Redding et Peter Schott** (2007), Firms in International Trade, *Journal of Economic Perspectives* 21(3), 105-130.
- Buono, Ines et Guy Lalanne** (2009), The Effect of the Uruguay Round on the Intensive and Extensive Margins of Trade, *Document de Travail de l'Insee/Dese* G2009/15.
- Burger, Martijn, Frank Van Oort et Gert-Jan Linders** (2009), On the Specification of the Gravity Model of Trade: Zeros, Excess Zeros and Zero-inflated Estimation, *Spatial Economic Analysis* 4(2), 167-190.
- Chaney, Thomas** (2008), Distorted Gravity: The Intensive and the Extensive Margins of International Trade, *American Economic Review* 98(4), 1707-1721.
- Crozet, Matthieu et Pamina Koenig** (2010), Structural Gravity Equations with Intensive and Extensive Margins, *Canadian Journal of Economics* 43(1), 41-62.
- Debaere, Peter et Shalah Mostashari** (2005), Do Tariffs Matter for the Extensive Margin of International Trade? An Empirical Analysis, *CEPR Discussion Paper* 5260.
- Eaton, Jonathan, Marcela Eslava, Maurice Kugler et James Tybout** (2007), Export Dynamics in Colombia: Firm-Level Evidence, *NBER Working Paper* 13531.
- Eaton, Jonathan, Samuel Kortum et Francis Kramarz** (2004), Dissecting Trade: Firms, Industries and Export Destinations, *American Economic Review* 94, 150-154.
- Feinberg, Susan E. et Michael P. Keane** (2009), Tariff Effects on MNC Decisions to Engage in Intra-Firm and Arm's-Length Trade, *Canadian Journal of Economics* 42(3), 900-929.
- Haveman, Jon D., Usha Nair-Reichert et Jerry G. Thursby** (2003), How Effective Are Trade Barriers? An Empirical Analysis of Trade Reduction, Diversion, and Compression, *Review of Economics and Statistics* 85, 480-485.

Mayer, Thierry et Gianmarco Ottaviano (2007), The Happy Few: the Internationalisation of European Firms, *Bruegel Blueprint Series*.

Méltiz, Marc (2003), The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity, *Econometrica* 71(6), 1695-1725.

Santos Silva, J.M.C et Silvana Tenreyro (2006), The Log of Gravity, *Review of Economics and Statistics* 88(4), 641-658.

Siliverstovs, Boriss et Dieter Schumacher (2007), Estimating Gravity Equations: To Log or not to Log, *DIW Berlin Discussion Paper* 739.

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n°122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougane Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997

G 9808	A. MOURougane Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

G2001/01	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages »	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVREARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVREARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des

G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France : a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages